

Equilibrio de un oligopolio con empresa dominante: Una aplicación al mercado de la carne de cerdo en Chile

R. Marchant S.

Departamento de Economía Agraria
Facultad de Ciencias Agronómicas, Universidad de Chile,
Casilla 1.004, Santiago

ABSTRACT

R. Marchant S. Balance of a oligopoly with dominant firm: an application to the pork meat market in Chile

The production of meat pork has experienced a significant growth between 1975 and 2004. The base of this expansion is the concentration that exhibits this industry. In this study, the power of monopoly in the context of an oligopolical market with dominant firm of the Stackelberg type is estimated. The estimation of monopoly is made indirectly through the estimation of the elasticity of residual demand of the dominant company, under diverse levels of participation of the market. A system of equations of supply and demand of pork meat, applied to the indicated period, is used. A market power that evolves was obtained in direct form with the quota of market of the reference company, been of equal levels from 0.2% to 18.2%. One concludes that, according to the available antecedents, the power of monopoly of the dominant firm in 2000, reached 7%.

 **Key words:** monopoly power, oligopoly, pork market, residual demand elasticity

INTRODUCCION

La producción de carne de cerdo ha mostrado una gran expansión, sobre la base de un bajo precio relativo del maíz y de la aplicación de tecnologías avanzadas en la industria. La presión competitiva ha llevado a las empresas participantes a generar un tamaño de operación tal, que permita alcanzar economías de escala y mejorar su posición competitiva, sobre todo en los mercados externos. En este contexto si una empresa se ubica en una trayectoria de economías de escala, tiende a incrementar su participación de mercado, hecho que permita la generación de una empresa líder y empresas seguidoras, en la industria. Las acciones estratégicas que utilizan las empresas son principalmente la integración vertical y las inversiones en activos fijos, para alcanzar una cuota de mercado relevante, tal que su política de precios influye en el conjunto de la industria.

La industria de la carne de cerdo en Chile se encuentra altamente concentrada e integrada verticalmente, tal como se indica en Vargas y Foster,(2000); y Vargas, Raddatz y Foster (2001). Esta tendencia igualmente se visualiza en otros sectores de la producción agropecuaria y en el sector de la distribución al detalle, como es el caso de los supermercados.

La posición competitiva de la empresa líder surge de su mayor eficiencia económica, al presentar menores costos de producción, respecto al segmento de los otros productores. Esta estructura de mercado puede llevar a que la empresa líder desarrolle una política de precios que explote el poder que le proporciona su alta cuota de mercado. En este estudio se estima el poder de mercado de una empresa líder, bajo distintas cuotas de mercado, utilizando como marco conceptual el modelo de juego de Stackelberg y utilizando un procedimiento de estimación econométrica indirecta a través de la elasticidad de la demanda residual.

MATERIAL Y METODOS

Modelo del juego de Stackelberg para equilibrio en cantidades

El modelo de oligopolio de Stackelberg es un caso de juego en dos etapas en el que los conjunto de acciones desarrolladas por las empresas son continuas. En este caso los jugadores son dos empresas que constituyen un duopolio con un producto homogéneo compitiendo en cantidades, y en el caso en que una de ellas, la empresa líder, decide su producción en primer lugar, y la otra, la (las) empresa seguidoras deciden su producción tras haber observado la decisión de la empresa líder.

El modelo considera la existencia de dos empresas E1 y E2, que fabrican un producto homogéneo cuya función de demanda inversa es decreciente y lineal en el intervalo $[0,a]$, que los costos marginales de cada empresa son constantes, menores que a ,

e iguales a c para ambas, que no hay costos fijos y que en dicho mercado se vende toda la cantidad producida (no hay comercio exterior).

Así se tiene una función de demanda inversa, $P=a-bQ$, donde Q corresponde a la suma de las producciones de las empresas en el mercado. Por otra parte las empresas tienen funciones de costos dadas, tal que $C1(q1)=cq$ y $C2(q2)=cq2$.

La utilidad se relaciona directamente con el nivel de beneficios, de modo que:

$$u1(q1,q2)=q1(a-q1-q2)-cq1=q1(a-q1-q2-c)$$

$$u2(q1,q2)=q2(a-q1-q2)-cq2=q2(a-q1-q2-c)$$

Se asume que el desarrollo del juego es secuencial, en el sentido que primero elige la empresa líder la cantidad que va a producir, y luego elige la o las empresas seguidoras. Se logra una solución en cantidades de equilibrio para las empresas participantes. Es así que la empresa E1 escoge una cantidad $q1 > 0$. La empresa E2 observa $q1$ y escoge a continuación una cantidad $q2$.

La solución de este juego se establece por inducción hacia atrás, de modo que primero se determina la situación de óptimo de la empresa E2. Dado un $q1$ es fijo, E2 querrá responder a la decisión $q1$ de E1, resolviendo el problema de maximización, se tiene:

$$\frac{\partial u_2}{\partial q_2} = a - c - q_1 - 2q_2 = 0$$

De donde se deduce que la cantidad de equilibrio de esta empresa, sabiendo que E1 eligió $q1$: $q_2 = \frac{a-q_1-c}{2}$

Por lo tanto la función de respuesta de E2 a E1 viene dada por la función de respuesta $R_2(q_1) = \frac{a-q_1-c}{2}$

Así teniendo en cuenta que E2 va a responder a cualquier decisión $q1$ de E1 con la cantidad $R2$, indicada, E1 querrá actuar, como anticipación a dicha respuesta, resolviendo el problema:

$$\max u_1(q_1, R_2(q_1)) = q_1(a-c-q_1-R_2(q_1))$$

El desarrollo del juego determinado por la inducción hacia atrás es que E1 produce la cantidad $\frac{(a-c)}{2}$ la empresa dominante

y a continuación E2 produce la cantidad $\frac{(a-c)}{4}$

Gráficamente el equilibrio resultante es:
(Ver Figura 1, en página 68)

Medición del poder de mercado en oligopolio con empresa dominante.

Tal como se muestra en la figura 1, el poder de monopolio de una empresa dominante corresponde a la diferencia entre el costo marginal (que se ha dibujado como constante) y el precio óptimo de la empresa líder. Esta diferencia es medida a través del índice de Lerner.

Un enfoque fundamental en la medición del poder de mercado es presentado por Bresnahan (1982), quien propone la estimación de un factor de oligopolio incorporado en la función de demanda inversa. Por otra parte, la medición del poder de mercado en el contexto del oligopolio se ha realizado evaluando el comportamiento de los diferenciales de precios a nivel de factores y de producto final, para el caso de la carne bovina (Ruth, Whlgenent., 1999); estableciendo una relación entre el poder de oligopolio y la razón entre el índice de Herfindhal y la elasticidad demanda precio, ponderada por el número de empresas (de igual tamaño) presentes en el mercado, Shapiro C., (1989); centrando la atención en la elasticidad conjetural, que dimensiona la reacción de las empresas participantes en el mercado ante un juego de la empresa líder (Driscoll, Kambhampaty; Purcell, 1997), y (Bhuyan y López, 1997).

METODOLOGIA

La estimación del poder de monopolio en el contexto de una empresa dominante, según el equilibrio del juego de Stackelberg, se realizó considerando el valor recíproco de la elasticidad demanda precio residual que enfrenta la empresa dominante, bajo distintas cuotas de mercado. La estimación de la elasticidad de demanda residual se realizó de manera indirecta, siguiendo a Carlton y Perloff (2000), de manera que aceptando que la empresa dominante atiende a la parte de la demanda que no es atendida por las empresas competidoras, se define la demanda residual como $q_r = D_t - O_t$ donde q_r es la demanda residual; D_t , la demanda total del mercado y O_t , la oferta de las empresas competidoras. Ahora se considera la definición de elasticidad demanda precio residual, como:

$$\varepsilon_{dr} = \frac{\partial q_r}{\partial P} \frac{P}{q_r} < 0$$

Aplicando esta definición para el caso de la demanda residual se tiene:

$$\varepsilon_{dr} = \left[\frac{\partial D_t}{\partial P} \frac{P}{q_r} - \frac{\partial O_t}{\partial P} \frac{P}{q_r} \right]$$

Multiplicando por 1 a los componentes de esta ecuación para formar las elasticidades, se tiene:

$$\varepsilon_{dr} = \left[\frac{\partial D_t}{\partial P} \frac{P}{q_r} \frac{D_t}{D_t} - \frac{\partial O_t}{\partial P} \frac{P}{q_r} \frac{O_t}{O_t} \right] < 0$$

Ahora, a partir de la definición de demanda residual podemos tener la participación de la empresa dominante en el mercado total, es decir $\alpha_i = q_t/D_t$.

$$1 = \frac{D_t}{q_t} - \frac{O_t}{q_t}$$

$$1 = \frac{1}{\alpha_i} - \frac{O_t}{q_t}$$

Ahora podemos reescribir:

$$\varepsilon_{dr} = \left[\varepsilon_{dp}^M \frac{1}{\alpha_i} - \varepsilon_{op}^C \frac{1 - \alpha_i}{\alpha_i} \right]$$

De esta manera, la elasticidad de demanda residual queda en función de la elasticidad demanda del mercado; la elasticidad oferta precio del segmento competidor y de la participación de mercado de la empresa dominante.

Al estimar el poder de monopolio de la empresa dominante a través del índice de Lerner, se ha supuesto implícitamente que la

empresa está maximizando el beneficio respecto de la cantidad de carne de cerdo producida.

Modelo de ecuaciones simultáneas de oferta y demanda de carne de cerdo

El propósito de la estimación de un modelo de oferta y de demanda por carne de cerdo fue obtener los coeficientes de elasticidad, oferta – precio y demanda – precio, que permitiera finalmente obtener la elasticidad de demanda residual, cuyo recíproco corresponde al poder de mercado de la empresa, según su cuota de participación.

Así el modelo de equilibrio parcial a estimar, mediante SUR, considerando el supuesto de endogeneidad en la determinación del precio y de la cantidad de equilibrio, e interacción entre los residuos, se estructuró como:

$$\ln P_{mc} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln I + \beta_3 \ln P_a + \varepsilon_t$$

$$\ln Y_t = \beta_4 \ln P_{mc} + \beta_5 \ln \text{int} + \beta_6 \ln P_{mz} + \beta_7 \ln Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

La función (inversa) de demanda por carne de cerdo se sitúa a nivel de mercado mayorista, y establece que el precio depende de la cantidad (Y) de carne de cerdo; de el nivel de ingreso (I) y

del precio de la carne de ave. Todas las variables se transformaron en logaritmo para facilitar la estimación del coeficiente de elasticidad y asegurar la estacionariedad de las series.

La función de oferta de carne de cerdo se estimó considerando un modelo de Nerlove (1958), quien estima el efecto de ajuste de cantidades ante determinada expectativas de precio, de ahí que se incorpora el logaritmo de la producción rezagado en un período. Otras variables son: el precio de la carne de cerdo; la tasa de interés de colocaciones y el precio del maíz. Para efectos de identificación de la función de oferta se excluyó del modelo el valor correspondiente a la constante, por cuanto de lo contrario se presentaba un signo negativo en la relación precio cantidad, contrario a la teoría microeconómica y que mostraba como la función de oferta se desplaza sobre la función de demanda (efecto flexibilidad).

Los datos de precio se obtuvieron de la base en línea que mantiene ODEPA y las cifras de producción de INE. Los datos de naturaleza macroeconómica, fueron obtenidos de las estadísticas del Banco Central de Chile.

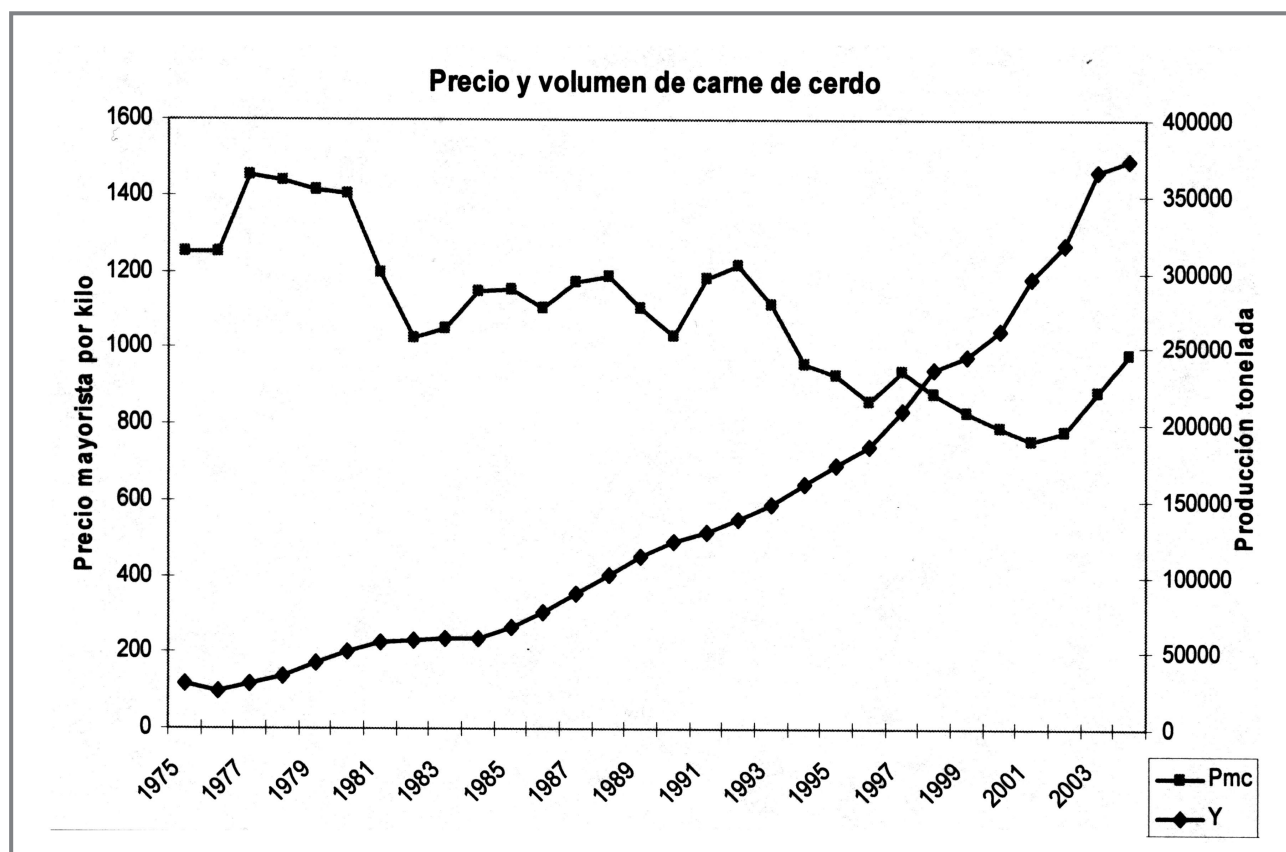


Figura 2

RESULTADOS

Comportamiento de la oferta y del precio de la carne de cerdo

En el período analizado se observa una tendencia creciente en la producción de carne de cerdo de la industria, hecho que ocurre en el contexto de una tendencia decreciente en el precio a nivel mayorista. En una perspectiva de equilibrio de mercado, las cifras sugieren que la oferta ha sido más dinámica que la demanda y que la industria ha desarrollado estrategias de competencia en volumen respecto a las industrias de la carne de ave y de la carne bovina.

Por otra parte el crecimiento de la producción ha sustentado la estrategia de desarrollo de las exportaciones de carne de cerdo, uno de cuyos incentivos se encuentra en la vigencia de una cuota de importación cedida a Chile, en las negociaciones comerciales con la Unión Europea de 3.500 toneladas, y significativo dinamismo mostrado por las demandas de Japón, Corea y México.

La evolución de precio de la carne de cerdo sigue muy de cerca de la mostrada por el precio del maíz. Si se considera que el 70% del costo de producción de la carne de cerdo corresponde a la alimentación y siendo el maíz un componente relevante, se puede afirmar que hay una transmisión de la tendencia del precio del maíz a la tendencia de la carne de cerdo.

La evolución de precio de la carne de cerdo sigue muy de cerca de la mostrada por el precio del maíz. Si se considera que el 70% del costo de producción de la carne de cerdo corresponde a la alimentación y siendo el maíz un componente relevante, se puede afirmar que hay una transmisión de la tendencia del precio del maíz a la tendencia de la carne de cerdo.

A partir del año 1993, el precio de la carne de cerdo evidencia un cambio en su trayectoria de largo plazo hacia una tendencia decreciente pero con menor varianza, comparada con la presentada entre 1975 y 1992.

Estimación del modelo

Las series consideradas en logaritmo no presentan raíz unitaria, tal como aparece en el cuadro 1. De esta forma, las series presentan media y varianza constante en el tiempo. La primera ecuación, correspondiente a la función de oferta, no mostró evidencia de cointegración, ya que en la ecuación individual, no se pudo rechazar la hipótesis de presencia de raíz unitaria en niveles, al 10%. En cambio la ecuación de demanda si mostró evidencia de cointegración, ya que su residuo es estacionario en niveles al 5%. (Cuadro1)

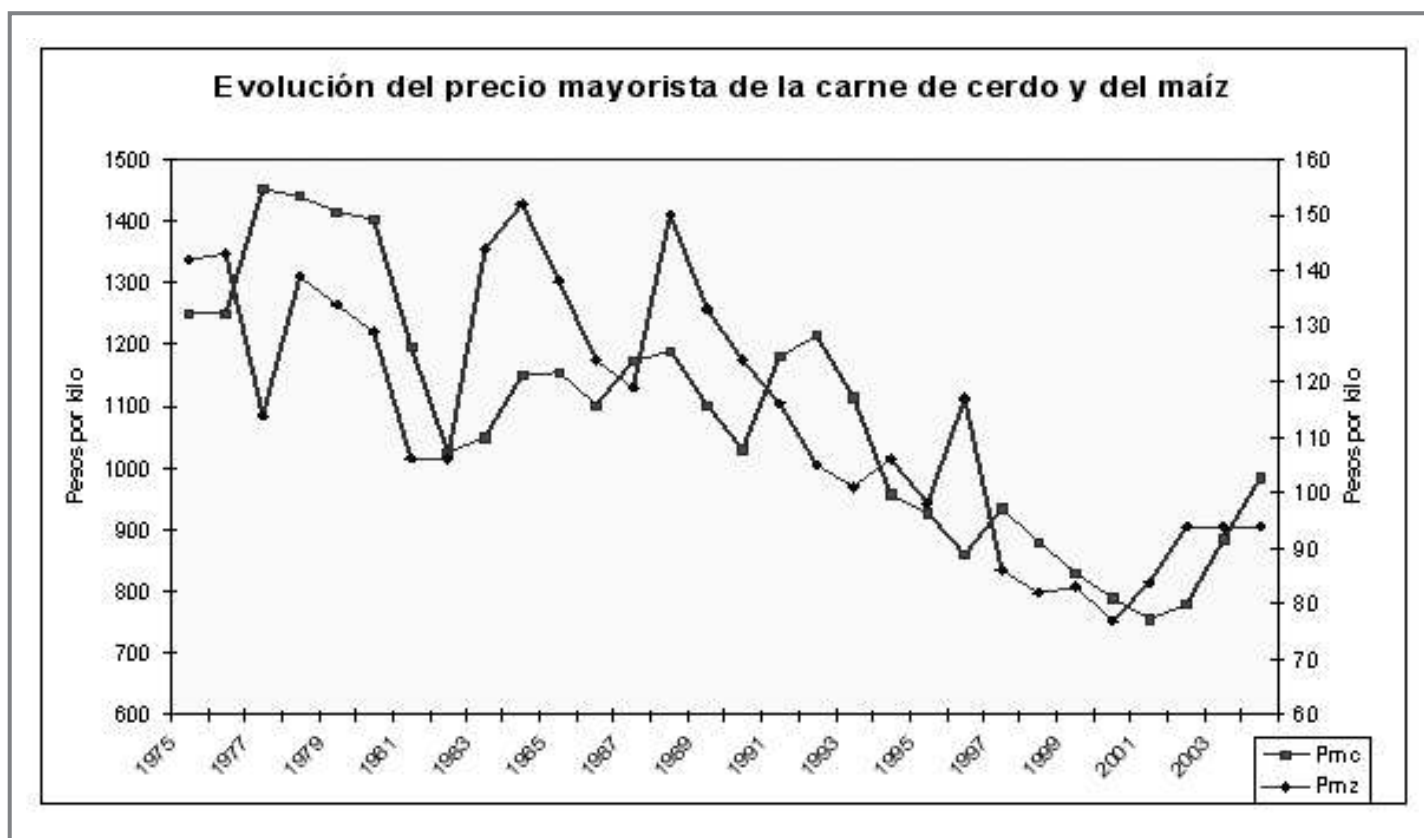
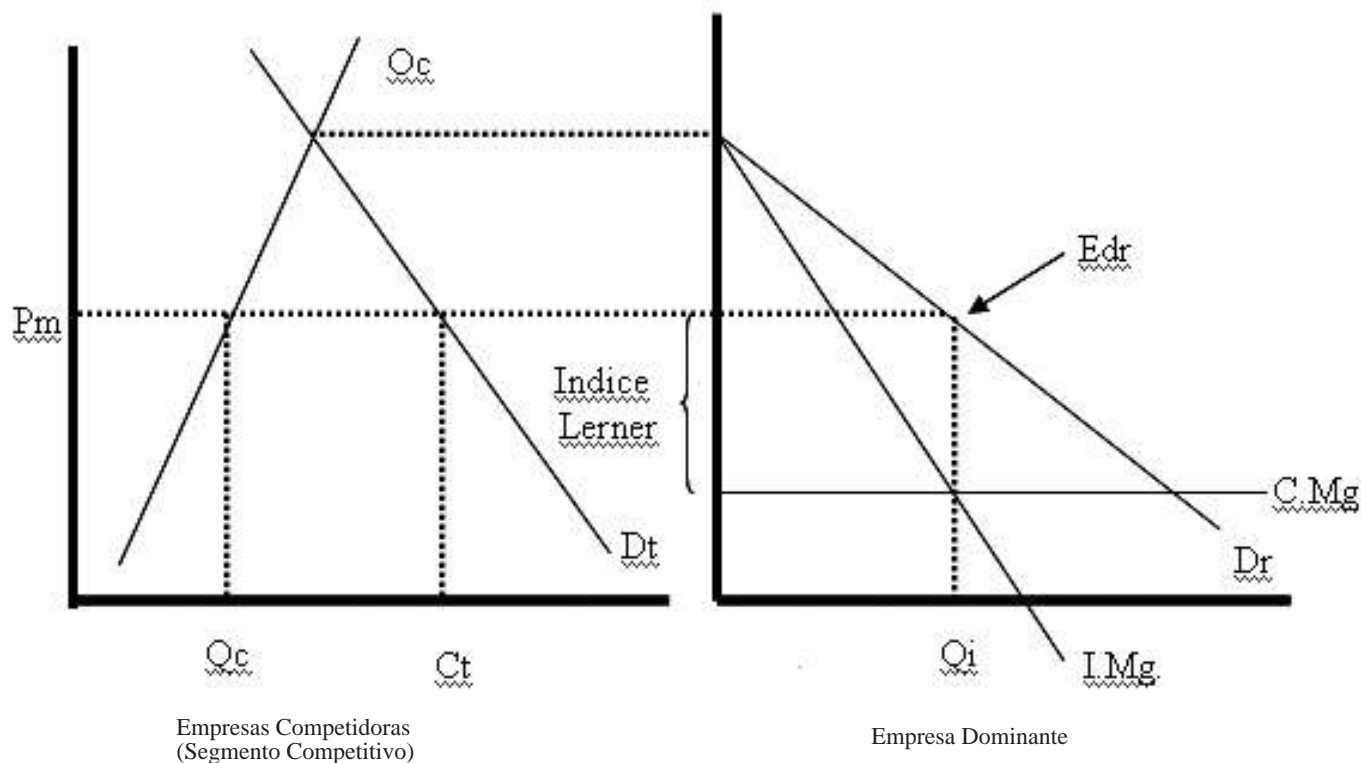


Figura 3:

**Cuadro 1: Prueba de Dickey-Fuller Aumentada, sobre las variables utilizadas**

| | ADF | Valores Críticos | H0: Presencia de raíz unitaria |
|------------------------------------|--------|-----------------------------------|--------------------------------|
| LnY (Producción de carne de cerdo) | - 4,76 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 1% |
| Lnpmc (Precio carne de cerdo) | - 3,69 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 5% |
| Lpmz (Precio del maíz) | - 4,85 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 1% |
| Ling (Ingreso per cápita) | - 3,67 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 5% |
| Lint (Tasa de interés) | - 3,82 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 5% |
| Lpa | - 3,43 | 1% - 4,4 5% - 3,6 10% - 3,2 | Rechaza hipótesis al 10% |

El modelo estimado presentó características econométricas que permiten estimar con relativa certeza los coeficientes del modelo, respecto de los cuales se estimó la elasticidad de demanda inversa. En relación con la función de oferta, se estimó sin la constante, para poder identificarla correctamente y eliminar el efecto de expansión de la oferta, cuya evidencia sería una relación negativa entre cantidad ofrecida y precio de mercado. Esta expansión está asociada, en parte, a la reducción de costos provenientes de la tendencia decreciente en el precio del maíz. Los coeficientes estimados resultaron significativos al 5% de significancia, considerando la distribución t de Student. Es decir que se rechaza la hipótesis nula que los coeficientes individualmente considerados son iguales a cero. El coeficiente de determinación corregido por los grados de libertad (adjusted R-squared), resultó 0,993, indicando que el modelo explica el 99,3% de la variabilidad en la producción de carne de cerdo.

Por otra parte la prueba F para significancia global del modelo (de oferta) resultó significativo al 1%, rechazando la hipótesis nula que los coeficientes en conjunto son iguales a cero. El estadístico de Durbin-Watson fue de 1,52, evidenciando autocorrelación en el vector de errores.

Sobre la base de los resultados de la estimación, la elasticidad oferta – precio de carne de cerdo de corto plazo fue de 0,26, en tanto que la de largo plazo, 5,3. Esto sugiere que la industria posee la capacidad instalada y tecnología para responder en forma significativa a los incentivos de precios. Igualmente el nivel de error de estimación de precios de las empresas productoras, en la perspectiva de Nerlove (1959) resultó en 0,049 (lambda), sugiriendo con ello la utilización de un buen nivel de información.

| Cuadro 2: Estimación del modelo de oferta y demanda de carne de cerdo. 1975 2004 | | | | |
|--|-------------|--------------------|-------------|----------|
| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| Precio cerdo | 0.260076 | 0.077102 | 3.373128 | 0.0014 |
| Tasa de interés | -0.070860 | 0.021012 | -3.372321 | 0.0014 |
| Precio maíz | -0.205226 | 0.088602 | -2.316267 | 0.0246 |
| Cantidad cerdo rezag | 0.950821 | 0.016494 | 57.64806 | 0.0000 |
| Constante | 3.568711 | 1.528026 | 2.335504 | 0.0235 |
| Cantidad de cerdo | -0.180365 | 0.064175 | -2.810541 | 0.0070 |
| Ingreso per-cápita | 0.190503 | 0.141725 | 1.344173 | 0.1848 |
| Precio carne ave | 0.402716 | 0.093468 | 4.308616 | 0.0001 |
| Determinant residual covariance | | 1.43E-05 | | |
| Equation: LY = C(1)*LPMC + C(2)*LINT + C(3)*LPMZ + C(4)*LYR | | | | |
| Observations: 29 | | | | |
| R-squared | 0.994480 | Mean dependent var | | 11.61459 |
| Adjusted R-squared | 0.993818 | S.D. dependent var | | 0.783901 |
| S.E. of regression | 0.061635 | Sum squared resid | | 0.094972 |
| Durbin-Watson stat | 1.528235 | | | |
| Equation: LPMC = C(5) + C(6)*LY + C(7)*LING + C(8)*LPA | | | | |
| Observations: 30 | | | | |
| R-squared | 0.853291 | Mean dependent var | | 6.970187 |
| Adjusted R-squared | 0.836363 | S.D. dependent var | | 0.187303 |
| S.E. of regression | 0.075768 | Sum squared resid | | 0.149261 |
| Durbin-Watson stat | 1.197459 | | | |

En el caso de la función de demanda inversa, los coeficientes estimados resultaron significativos, utilizando la Prueba t, a excepción del ingreso per-cápita. Este resultado, resulta lógico si se considera que la estimación se realizó a nivel de mercado mayorista. La incorporación de esta variable se hizo para ayudar a la identificación de la función de demanda mayorista por carne de cerdo. El coeficiente de determinación ajustado, resultó 0,836, con lo cual se puede afirmar que el modelo de demanda inversa, explica el 83,6% de la variabilidad del precio mayorista de la carne de cerdo. La prueba F de significancia global del modelo, resultó significativo al 1%. El estadístico de Durbin-Watson fue de 1,19, evidenciando autocorrelación en el vector de errores.

La elasticidad demanda precio, a nivel de mercado mayorista de carne de cerdo resultó ser igual a $-5,6$ (recíproco de $-0,18$) y la elasticidad precio de carne de cerdo –precio carne de ave, se estimó en 0,4, cuyo signo fue consistente con el hecho de tratarse de bienes sustitutos en el consumo.

Poder de monopolio de la empresa dominante

Considerando los coeficientes de elasticidades de demanday de oferta precios estimados y simulando distintos niveles de participación de mercado, se ha estimado el poder de monopolio de la empresa dominante, como aparece en el cuadro siguiente. Se puede observar que a medida que aumenta la participación de

la oferta de una empresa individual en el mercado, la elasticidad de demanda ponderada va de -550 a $-5,5$. En este último caso corresponde a la elasticidad de demanda total (inversa) que enfrenta una empresa monopolística, ya que tiene la oferta total del mercado.

La elasticidad de oferta ponderada, refleja la capacidad de respuesta del segmento competitivo, frente a variaciones de precio de la carne de cerdo. Se puede afirmar que a medida que aumenta la cuota de mercado de la empresa dominante, se reduce la capacidad de reacción del segmento competitivo. Este resultado sugiere que dicha respuesta está relacionada con limitaciones crecientes en el tamaño de planta o nivel de operación de las empresas competitivas, para responder a las variaciones de precios.

La elasticidad de demanda residual es decreciente en la medida que una empresa aumenta su participación de mercado, llegando a ser igual a la elasticidad demanda precio total, cuando la empresa es la única oferente.

De acuerdo a la evidencia empírica, el nivel de concentración de la oferta de carne de cerdo se ha estimado en 40%, considerando a la empresa principal (IC1); en 61%, considerando a las cuatro principales empresas y en 0,18, el índice de Herfindhal (Vargas y Foster, 2000). De acuerdo a estas cifras y a los resultados encontrados en este estudio, el ejercicio de

Cuadro 3: Estimación del poder de monopolio en un mercado con empresa dominante de carne de cerdo en Chile.

| Participación de mercado (%) | Elasticidad demanda precio del mercado ponderada | Elasticidad oferta precio ponderada | Elasticidad de demanda residual | Indice de Lerner (%) |
|------------------------------|--|-------------------------------------|---------------------------------|----------------------|
| 1 | -550,0 | 25,7 | - 575,7 | 0,2 |
| 5 | - 110,0 | 4,9 | - 114,9 | 0,87 |
| 10 | - 55,0 | 2,3 | - 57,3 | 1,7 |
| 20 | - 27,5 | 1,0 | - 28,5 | 3,5 |
| 30 | - 18,3 | 0,6 | - 18,9 | 5,3 |
| 40 | - 13,8 | 0,4 | - 14,2 | 7,0 |
| 50 | - 11,0 | 0,3 | - 11,3 | 8,8 |
| 60 | - 9,2 | 0,2 | - 9,4 | 10,6 |
| 70 | - 7,8 | 0,1 | - 7,9 | 12,6 |
| 80 | - 6,8 | 0,1 | - 6,9 | 14,5 |
| 90 | - 6,1 | 0,0 | - 6,1 | 16,4 |
| 100 | - 5,5 | 0,0 | - 5,5 | 18,2 |

poder de monopolio pudo haberse situado en 7% para el año 2000.

DISCUSIÓN

El índice de Lerner permite estimar el poder de monopolio de una empresa, en el sentido de cuantificar el porcentaje que separa el precio de venta óptimo de la empresa respecto al costo marginal de producción. De acuerdo con la simulación de realizada, el poder de monopolio podría ir de 0,2 % cifra cercana a una condición de competencia perfecta, hasta 18,2%, en el caso en que el mercado se estructurara como un monopolio. Para la industria de la carne bovina y de cerdo en EEUU, se estimó un índice de Lerner de 14,3% para el período 1981-1986 y de 46% para el período 1959 -1982 (Bhuyan y López, 1997). Es evidente que la estabilidad de los coeficientes de elasticidad y las participaciones de mercado juegan un papel crucial en la magnitud del poder de monopolio, cuando éste puede ser ejercido.

Un fundamento principal para la existencia de una empresa dominante es que ésta se organiza y asigna sus recursos con una tecnología que le permite obtener menores costos de producción.

En este sentido se ha encontrado evidencia en la industria de carne en las que el ejercicio de poder de mercado, dada la concentración, se correlaciona en forma inversa con los costos de producción, (López, Asma y Lirón-España, (2002)). En el caso de la industria de la carne de cerdo, la tendencia decreciente que muestra el precio internacional del maíz y la propia organización industrial en el mercado de este cereal (Vargas y Foster 2000) ; (Marchant, Foster, Ortega, 2003), han contribuido a que se consolide un empresa dominante en el mercado de la carne de cerdo. Este hecho sugiere que la posición competitiva de la empresa dominante depende, en parte, de la evolución del precio nacional del maíz y muy especialmente del precio internacional.

En el caso particular de la industria de la carne de cerdo en Chile, la empresa dominante, también lo es en el mercado de la carne de ave. En este sentido la empresa maneja dos productos sustitutos en el consumo, generando las condiciones para que de algún modo, las políticas de precios de ambas líneas de operación interactúen. Este hecho condiciona el ejercicio de poder de monopolio de la empresa en el mercado de la carne de cerdo a las políticas de precio y producción aplicadas en la industria de la carne de ave. En este sentido una reducción en el precio de la carne de ave, reduce también el índice de Lerner en el mercado de la carne de cerdo, por cuanto en este último caso, se observará una caída en la demanda residual. De acuerdo a la estimación de la función de demanda inversa encontrada (cuadro 1), si el precio de la carne de ave se reduce en 1%, el precio de la carne de cerdo lo hace en 0,4%.

Por otra parte, es fundamental en la evolución del poder de monopolio de la empresa dominante en el mercado de la carne de cerdo, las propiedades de su proceso de producción en particular del tipo de rendimiento a escala que presente y la posibilidad de explotar economías externas. Estos elementos se convierten en barreras de entrada a otras empresas que evalúan ingresar a este mercado.

CONCLUSIONES


La oferta de la industria de carne de cerdo presenta una tendencia creciente, en el período 1975 - 2004, en tanto que los precios a nivel de mercado mayorista caen sistemáticamente en igual período.

El poder de monopolio de una empresa dominante en el mercado de la carne de cerdo, bajo el supuesto de equilibrio tipo Stackelberg y endogeneidad en la determinación de precio y de cantidad de equilibrio, va de 0,2 a 18,2%, en función de la participación de la oferta de la empresa en la oferta total.

Dado que el índice de concentración estimado en la literatura, para el caso de la carne de cerdo en Chile fue de 40% en el año 2000, es posible inferir que el poder de monopolio de la empresa dominante se situó en 7%, medido con el índice de Lerner.

RESUMEN

La producción de carne de cerdo ha experimentado un significativo crecimiento entre los años 1975 y 2004. La base de esta expansión se encuentra en la concentración que exhibe esta industria. En este estudio se mide el poder de monopolio en el contexto de una mercado oligopólico con empresa dominante del tipo Stackelberg. La estimación de poder de monopolio se realiza en forma indirecta a través de la estimación de la elasticidad de demanda residual de la empresa dominante, bajo diversos niveles de participación de mercado. Se utiliza un sistema de ecuaciones de oferta y demanda de carne de cerdo, aplicado al período indicado. Se obtuvo un poder de mercado que evoluciona en forma directa con la cuota de mercado de la empresa de referencia, siendo los niveles iguales 0,2% a 18,2%. Se concluye que, según los antecedentes disponibles, el poder de monopolio de la empresa dominante en el año 2000, llegó a 7%.

 **Palabras claves:** poder de monopolio, oligopolio, mercado de la carne de cerdo, elasticidad de demanda residual.

LITERATURA CITADA

- Bhuyan S., López R.A., 1997, Oligopoly power in the food and tobacco industries. *American Journal Agricultural Economics* Vol. 79 N° 3 .
- Bresnahan T., 1982, The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letter* 10(1982) 87-91.
- Carlton D., Perloff J., 2000, *Modern industrial organization*. Third Edition. Ed. Addison Wesley Longman Inc.
- Driscoll P., Kambhampaty M., Purcell W., 1997, Nonparametric test of profit maximization in oligopoly with application to the beef packing industry. *American Journal Agricultural Economics* Vol. 79 N°3.
- Marchant R., Foster W., Ortega J, 2003, Modelo de duopolio de Cournot: caso del maíz en Chile. 8° Congreso de Economía Agraria . Pontificia Universidad Católica de Chile. ISSN 0717-3520
- Muth M., Wohlgenant M., 1999, A test for market power using marginal input and output prices with application to the U.S. beef processing industry. *American Journal Agricultural Economics* Vol 81 pág. 638 a 643.
- Nevo A., 1998, Identification of the oligopoly solution concept in a differentiated-products industry. *Economics Letters* Vol 59 (1998) 391-395.
- Pérez J.; Jimeno J.; Cerdá E., 2004, *Teoría de juegos*. Pearson Prentice Hall. 528 pág.
- Vargas G., Foster W., 2000, Concentración y coordinación vertical en la agricultura chilena. Taller “Concentración de los segmentos de transformación y mercadeo del sistema agroalimentario y sus efectos sobre los pobres rurales” Depto. Economía Agraria Pontificia Universidad Católica de Chile
- Vargas G., Raddatz M., Foster W., 2001, Convergencia en la organización de la industria de aves y cerdos: comparación de Chile y Estados Unidos. En *Revista Economía Agraria Asociación de Economistas Agrarios*. Chile ISSN 0717-3520
- Varián H., 1992, *Análisis microeconómico*. Tercera edición Antoni Bosch Editor.
- Vives X., 2001, *Precios y oligopolio: ideas clásicas y herramientas modernas*. Ed. Antoni Bosch.